L'Actualité économique

Qu'en est-il des rendements d'échelle dans les industries québécoises et ontariennes de transport par camion?

Robert Gagné et Georges Dionne

Volume 64, numéro 3, septembre 1988

URI : https://id.erudit.org/iderudit/601454ar
DOI : https://doi.org/10.7202/601454ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Gagné, R. & Dionne, G. (1988). Qu'en est-il des rendements d'échelle dans les industries québécoises et ontariennes de transport par camion? *L'Actualité économique*, *64*(3), 380–395. https://doi.org/10.7202/601454ar

Résumé de l'article

Les discussions concernant les effets de la déréglementation récente de l'industrie québécoise du transport par camion sont loin de faire l'unanimité. Certains maintiennent qu'une déréglementation amènera une plus grande concentration de l'industrie étant donné qu'il y a des économies d'échelle potentielles alors que les tenants de la déréglementation soutiennent que l'industrie est caractérisée par des rendements constants. Dans cet article, nous présentons une étude économétrique des fonctions de coûts des entreprises québécoises et ontariennes de transport par camion. Bien qu'il soit difficile d'obtenir des résultats globaux à cause du caractère non-homothétique de la technologie, nos résultats préliminaires indiquent que les firmes de grande taille opèrent à rendements constants. La concurrence coupe-gorge anticipée par certains pourrait ne pas avoir lieu puisque les grandes entreprises n'ont pas avantage (en terme de coûts) à se livrer à ce type de concurrence. Par contre, nos résultats montrent que les grandes firmes ont des coûts moyens inférieurs à ceux de la firme moyenne, ce qui devrait entraîner des ajustements de court terme, dont une diminution des tarifs.

L'Actualité Économique. Revue d'analyse économique, vol. 64, n° 3, septembre 1988

QU'EN EST-IL DES RENDEMENTS D'ÉCHELLE DANS LES INDUSTRIES QUÉBÉCOISES ET ONTARIENNES DE TRANSPORT PAR CAMION ? *

Robert GAGNÉ
et
Georges DIONNE
Université de Montréal **

RÉSUMÉ. — Les discussions concernant les effets de la déréglementation récente de l'industrie québécoise du transport par camion sont loin de faire l'unanimité. Certains maintiennent qu'une déréglementation amènera une plus grande concentration de l'industrie étant donné qu'il y a des économies d'échelle potentielles alors que les tenants de la déréglementation soutiennent que l'industrie est caractérisée par des rendements constants. Dans cet article, nous présentons une étude économétrique des fonctions de coûts des entreprises québécoises et ontariennes de transport par camion. Bien qu'il soit difficile d'obtenir des résultats globaux à cause du caractère non-homothétique de la technologie, nos résultats préliminaires indiquent que les firmes de grande taille opèrent à rendements constants. La concurrence coupe-gorge anticipée par certains pourrait ne pas avoir lieu puisque les grandes entreprises n'ont pas avantage (en terme de coûts) à se livrer à ce type de concurrence. Par contre, nos résultats montrent que les grandes firmes ont des coûts moyens inférieurs à ceux de la firme moyenne, ce qui devrait entraîner des ajustements de court terme, dont une diminution des tarifs.

ABSTRACT. — Discussions on the effects of the recent deregulation of Québec trucking industry are not unanimous. Some argue that deregulation will reduce competition because there are potential scale economies while others argue that the industry is characterized by constant returns to scale. In this paper we present an econometric analysis of cost functions of trucking firms in Québec and Ontario. Although it is difficult to obtain general conclusions since the technology is non-homothetic, our preliminary results show that large firms produce at constant returns to scale. The anticipated cut-throat competition might not happen since large firms have nothing to gain (in term of costs) from this type of competition. However, our results show that large firms have lower average costs than the average firm, which should introduce short term adjustments in the industry such as a reduction in trucking rates.

---

*Cette recherche a été financée par le fonds F.C.A.R. (Action concertée, transport des marchandises). Nous tenons à remercier C. Vanasse du CRT pour son aide dans la réalisation de cette étude, J.R. Larocque de Statistique Canada pour sa collaboration dans la construction de la banque de données ainsi que P. Fortin et M. Moreaux pour leurs commentaires.

**Département de sciences économiques et Centre de recherche sur les tranports.

1. INTRODUCTION

Les discussions concernant les effets de la déréglementation récente (janvier 1988) de l'industrie du transport par camion sont loin de faire l'unanimité. D'un côté, les tenants de la réglementation économique soutiennent que la technologie dans cette industrie est caractérisée par des rendements d'échelle croissants. Partant de là, ils maintiennent qu'une déréglementation de l'industrie amènera une plus grande concentration de cette dernière puisque les entreprises de plus grande taille auront alors le loisir de pratiquer une concurrence coupe-gorge dans le but d'éliminer les petites entreprises. Cette monopolisation de l'industrie n'est pas nécessairement un mal en soi si un certain degré de concurrence est maintenu. Cependant, pour les tenants de la réglementation, il n'est pas certain que cette condition sera respectée et une telle monopolisation se fera sur le dos des clients qui verraient les tarifs augmenter et la qualité des services qui leur sont offerts diminuer. Pour les tenants de la déréglementation, l'industrie du transport par camion opère selon une technologie caractérisée par des rendements d'échelle constants, si bien qu'une libéralisation du fonctionnement de l'industrie amènera une concurrence plus vive qui profitera aux expéditeurs par le biais de tarifs plus bas et d'une qualité des services comparable à celle qui existe à l'heure actuelle.

Dans cet article, la question des rendements d'échelle est examinée de plus près dans le but d'éclairer davantage le débat actuel sur les effets de la déréglementation au Québec. Une comparaison des coûts des transporteurs québécois et ontariens est également effectuée. Ainsi, à la section suivante, nous discutons brièvement de la méthode employée pour mesurer les rendements d'échelle. À la section 3, nous appliquons cette méthode aux industries du transport par camion du Québec et de l'Ontario afin d'établir à quel type de rendements d'échelle font face ces industries. La section 4 compare nos résultats à d'autres résultats publiés dans la littérature et la section 5 présente une brève conclusion.

2. CADRE MÉTHODOLOGIQUE [1]

Pour mesurer les rendements d'échelle, deux approches s'offrent à nous. La première, l'approche primale, passe par l'estimation de la fonction de production qui, une fois connue, permet de dégager des conclusions en ce qui concerne les rendements d'échelle. Toutefois, l'estimation d'une fonction de production ne se fait pas sans difficultés. Pour contourner les problèmes propres à l'estimation d'une fonction de production, nous pouvons appliquer le théorème de la dualité (Shephard, 1953) qui stipule qu'on peut aussi bien décrire la technologie d'une entreprise en terme de relations entre les prix (approche duale) lorsque l'entreprise opère de manière à minimiser ses coûts totaux de production.

1. Pour une revue complète de la méthodologie utilisée, voir Gagné (1988).

Pour le problème qui nous concerne, nous dirons qu'à toute fonction de production du type

$$f(\Psi, x) = 0, \tag{1}$$

où x est un vecteur d'intrants (ex: essence, chauffeur, etc.);
Ψ est une mesure de l'extrant;

est associée une fonction de coût (duale à la fonction de production et donc minimum) du type

$$CT = C(w, \Psi) \tag{2}$$

où CT représente les coûts totaux;
w est un vecteur de prix d'intrants, $w = (w_1, \ldots, w_m, \ldots, w_M)$.

Cette fonction de coût (2) est duale à la fonction de production (1) parce que toute l'information pertinente relative à la technologie contenue dans la fonction de production est aussi contenue dans la fonction de coût. Par conséquent, pour analyser la structure de la technologie d'une industrie, et de là les rendements d'échelle, il est suffisant d'analyser la fonction de coût.

On peut définir les rendements d'échelle par l'approche duale. Les rendements sont constants lorsqu'une augmentation de la production (extrant) amène une augmentation proportionnelle des coûts, soit:

$$C(w, a\Psi) = aC(w, \Psi), \; a > 1.$$

On peut également définir les rendements d'échelle en termes d'élasticité des coûts totaux par rapport à la production. Ainsi:

i) si $\varepsilon_{C\Psi} < 1$, la technologie est caractérisée par des rendements d'échelle croissants;

ii) si $\varepsilon_{C\Psi} = 1$, la technologie est caractérisée par des rendements d'échelle constants;

iii) si $\varepsilon_{C\Psi} > 1$, la technologie est caractérisée par des rendements d'échelle décroissants;

où $\varepsilon_{C\Psi} = \dfrac{\partial \ln C(w, \Psi)}{\partial \ln \Psi}$, est l'élasticité des coûts totaux par rapport à la production.

Pour fin de présentation, il est souvent plus simple d'analyser les rendements d'échelle à partir de la fonction de coût moyen. Le coût moyen étant défini comme le rapport entre les coûts totaux et la production totale, nous avons:

$$CM = \frac{C(w, \Psi)}{\Psi}. \tag{3}$$

En réécrivant (3) sous forme logarithmique on obtient:

$$\ln CM = \ln C(w, \Psi) - \ln \Psi. \tag{4}$$

On peut définir les rendements d'échelle relativement à la fonction de coût moyen de la manière suivante :

i) $\dfrac{\partial \ln CM}{\partial \ln \Psi} < 0$, rendements d'échelle croissants ;

ii) $\dfrac{\partial \ln CM}{\partial \ln \Psi} = 0$, rendements d'échelle constants ;

iii) $\dfrac{\partial \ln CM}{\partial \ln \Psi} > 0$, rendements d'échelle décroissants.

ou, de (4), $$\frac{\partial \ln CM}{\partial \ln \Psi} = \frac{\partial \ln C(w, \Psi)}{\partial \ln \Psi} - 1 = \varepsilon_{C\Psi} - 1. \qquad (5)$$

L'estimation d'une fonction de coût soulève deux problèmes. Le premier, plus spécifique aux industries du transport, concerne la mesure de l'extrant. Dans le domaine du transport par camion, le problème est le suivant : deux entreprises ayant transporté le même nombre de tonnes-kilomètres (le mesure de l'extrant) peuvent avoir encouru des coûts forts différents si l'une des entreprises effectuait surtout des expéditions en charges partielles sur de courtes distances, alors que l'autre effectuait surtout des expéditions en charges complètes sur de longues distances. Pour tenir compte des caractéristiques différentes de la production entre les firmes, Spady et Friedlaender (1978) ont introduit dans la fonction de coût des mesures de qualité de la production. Ainsi, à toute mesure effective y de l'extrant est associé un vecteur de qualités $t = (t_1,\ldots,t_u,\ldots,t_U)$ pouvant être agrégées par le biais d'une fonction hédonique :

$$\Psi = \phi(y, t_1, \ldots, t_U), \qquad (6)$$

où Ψ est la mesure hédonique de l'extrant ;
y est la mesure effective ou observée de l'extrant (ex : tonnes-kilomètres) ;
$t_1, \ldots, t_U$ sont les mesures de qualité de l'extrant ;
ϕ est une fonction.

En substituant la relation (6) dans la fonction de coût (2) on obtient :

$$CT = C(\phi(y, t), w). \qquad (7)$$

D'une façon plus générale, nous pouvons écrire

$$CT = C^* (y, t, w). \qquad (8)$$

Dans l'équation (8), t peut être interprété comme un vecteur de caractéristiques technologiques exogènes à la firme plutôt que comme un vecteur de qualités d'extrants. Pour fin d'estimation, nous utilisons la forme « technologique » (8) plutôt que la forme hédonique (7) car il est maintenant démontré dans la littérature que la première donne des résultats supérieurs[2].

Le second problème que l'on rencontre lors de l'estimation d'une fonction de coût est la détermination de la forme fonctionnelle. La théorie économique nous renseigne sur les arguments de la fonction (extrant, prix des intrants et

2. Voir, entre autres, Friedlaender et Spady (1981).

caractéristiques technologiques) mais ne nous dit rien au sujet de la forme de la fonction. Pour contrer ce problème, nous pouvons approximer la fonction de coût par une expansion en séries de Taylor autour d'un certain point (généralement la moyenne des variables de l'échantillon). Ainsi, la fonction de coût (8) peut s'écrire :

$$C^* (y,w,t) = C^* (e^{\ln y}, e^{\ln w}, e^{\ln t}).$$

Appliquant une transformation logarithmique à (9) nous obtenons:

$$\begin{aligned} \ln C^* (y,w,t) &= \ln C^* (e^{\ln y}, e^{\ln w}, e^{\ln t}) \\ & \ln C^{**} (\ln y, \ln w, \ln t). \end{aligned} \tag{10}$$

En effectuant une expansion en séries de Taylor du membre de droite de l'expression (10), nous obtenons une approximation translogarithmique de la fonction de coût $C^* (y,w,t)$. Une telle approximation peut s'effectuer à des ordres plus ou moins élevés. Cependant, Diewert et Wales (1987) ont montré qu'une approximation d'ordre deux satisfaisait les exigences de flexibilité au sens de Diewert[3].

Dans la partie empirique de notre étude, nous utilisons l'approximation translogarithmique suivante:

$$\begin{aligned} \ln C^*(y,w,t) = {} & \alpha_0 + \alpha_1 (\ln y - \ln \bar{y}) + \sum_{m=1}^{M} \beta_m (\ln w_m - \ln \bar{w}_m) \\ & + \sum_{u=1}^{U} \text{Yu} (\ln t_u - \ln \bar{t}_u) + 1/2\, A_{yy} (\ln y - \ln \bar{y})^2 \\ & + 1/2 \sum_{m=1}^{M} \sum_{s=1}^{M} B_{ms} (\ln w_m - \ln \bar{w}_m)(\ln w_s - \ln \bar{w}_s) \\ & + 1/2 \sum_{u=1}^{U} \sum_{u=1}^{U} C_{uv} (\ln t_u - \ln \bar{t}_u)(\ln t_v - \ln \bar{t}_v) \qquad (11) \\ & + \sum_{m=1}^{M} D_{ym} (\ln w_m - \ln \bar{w}_m)(\ln y - \ln \bar{y}) \\ & + \sum_{u=1}^{U} E_{yu} (\ln t_u - \ln \bar{t}_u)(\ln y - \ln \bar{y}) \end{aligned}$$

3. Une approximation est flexible au sens de Diewert lorsqu'elle contient un nombre suffisant de paramètres libres pour que la valeur de la fonction et les valeurs de ses dérivés, premières et secondes, puissent être quelconques au point d'approximation.

$$+ \sum_{m=1}^{M} \sum_{u=1}^{U} F_{mu}(\ln w_m - \ln \bar{w}_m)(\ln t_u - \ln \bar{t}_u)$$

avec $B_{ms} = B_{sm}$ et $C_{vu} = C_{uv}$.

Toute fonction de coût possède la propriété d'homogénéité de degré 1 par rapport aux prix des intrants. Nous imposerons donc certaines restrictions pour respecter cette propriété :

i) $$\sum_{m=1}^{M} \beta_m = \mathrm{i}\,;$$

ii) $$\sum_{m=1}^{\mathrm{M}} \mathrm{B}_{ms} = 0, \qquad s = 1, 2, \ldots, \mathrm{M}\,;$$

iii) $$\sum_{m=1}^{M} \mathrm{C}_{ym} = \mathrm{i}\,;$$

iv) $$\sum_{m=1}^{M} \mathrm{F}_{mu} = 0, \qquad u = 1, 2, \ldots, \mathrm{U}.$$

Par ailleurs, on sait par le lemme de Shephard que si les firmes se comportent de manière à minimiser leurs coûts, alors la dérivée première de la fonction de coût par rapport aux prix des intrants nous donne les fonctions de demande conditionnelles de ces intrants, soit:

$$\frac{\partial C^*(\mathrm{y,w,t})}{\partial w_m} = x_m\,, \quad m = 1, 2, \ldots, M. \tag{12}$$

Sous forme logarithmique, on obtient :

$$\frac{\partial \ln C^*(y,w,t)}{\partial \ln \mathrm{w}_m} = \frac{\partial C^*(y,w,t)}{\partial \mathrm{w}_m} \frac{\mathrm{w}_m}{C} = \frac{x_m \mathrm{w}_m}{C}\,, m = 1, 2, \ldots, M \tag{13}$$

En appliquant la relation (13) à la fonction de coût (11), on obtient les équations de part des intrants :

$$\frac{x_m w_m}{C} = \beta_m + \sum_{s=1}^{M} \mathrm{B}_{ms}(\ln w_s - \ln \bar{w}_s) + D_{ym}(\ln y - \ln \bar{y})$$

$$+ \sum_{u=1}^{U} F_{mu}(\ln t_u - \ln \bar{t}_u), \quad m = 1, 2, \ldots, M. \tag{14}$$

Ajoutons maintenant à (11) et à (14) respectivement les termes d'erreurs aléatoires e_c et e_m $(m = 1,2,,M)$.

Comme $1/C \sum_{m=1}^{M} x_m w_m = 1$, on a $\sum_{m=1}^{M} e_m = 0$, de sorte que la matrice variance-covariance des termes d'erreurs aléatoires est singulière. De plus, on peut penser que les e_c *et les* e_m sont corrélés entre eux pour une même firme. Ainsi, pour tenir compte de cette corrélation, on estime les équations (11) et (14) simultanément à l'aide de la méthode « des régressions sans lien apparent » due à Zellner (1962), tout en laissant tomber une des équations de part d'intrants dans le but d'éviter la singularité de la matrice variance-covariance des erreurs[4]. Il semble en effet que l'estimation simultanée améliore les résultats[5].

3. ANALYSE EMPIRIQUE

3.1 *Données et variables utilisées*

a) *Description des données*

Pour l'estimation de la fonction de coût, nous utilisons des données recueillies par deux enquêtes de Statistique Canada : i) l'enquête sur les transporteurs routiers de marchandises (MCF) et ii) l'enquête sur le transport des marchandises (TOD). De ces enquêtes, nous avons sélectionné, pour notre échantillon, les entreprises répondant aux trois critères suivants:

1) pour nous assurer que les firmes choisies utilisent une technologie homogène, nous avons sélectionné les firmes pour lesquelles 50% ou plus de la production (tonnes-kilomètres) est effectuée au titre du transport de marchandises générales ;

2) de plus, pour faire en sorte que les firmes choisies font face à un environnement de réglementation et de demande homogène, seules les firmes ayant 50% ou plus de leurs recettes provenant du transport intraprovincial ont été sélectionnées ;

3) enfin, pour être retenue, une entreprise devait déclarer avoir acheté chacun des quatre intrants et avoir des coûts totaux, un niveau de production, des prix d'intrants et des caractéristiques technologiques strictement prositifs.

Compte tenu de la disponibilité des données et des critères de sélection, un premier échantillon (E1) de 403 observations a été créé. Étant donné que notre étude ne porte que sur le Québec et l'Ontario, seules des entreprises de ces deux provinces ont été conservées, et ce, sur une période allant de 1981 à 1985 inclusivement.

À partir de l'échantillon (E1), un sous-échantillon (E2) a été construit avec les firmes dont la taille (mesurée par la production) est plus grande ou égale à la taille moyenne des firmes de E1. Ce nouveau critère de sélection a été choisi

4. Barten (1969) démontre que les résultats obtenus sont invariants en regard de l'équation de part qu'on laisse tomber.

5. Voir à ce sujet Christensen et Greene (1976).

afin d'étudier les coûts des grandes firmes. Étant donné que les caractéristiques technologiques peuvent affecter significativement les coûts et les rendements d'échelle, il n'est pas évident que le comportement des grandes firmes puisse être extrapolé de l'analyse de la fonction de coût d'un échantillon de l'ensemble des firmes (E1) si les grandes firmes ont en moyenne des caractéristiques technologiques différentes des petites firmes. Ainsi, ajoutant ce critère de sélection aux autres critères déjà mentionnés, un sous-échantillon (E2) de 109 observations a été créé (dont 36 sont des entreprises québécoises).

b) *Description des variables*

Les définitions des différentes variables utilisées sont les suivantes:

CT = coûts totaux, soit les frais totaux d'exploitation (dépenses totales en essence, main-d'oeuvre, capital et autres) ($) ;

w_1 = prix de l'essence, soit le rapport entre les dépenses totales en carburant (taxes incluses) et la consommation de carburant en litres ($/litre) ;

w_2 = prix de la main-d'oeuvre, soit le rapport entre les traitements et salaires des chauffeurs et des aides et le nombre de chauffeurs et d'aides ($/homme-année) ;

w_3 = prix du capital, soit le rapport entre les frais de capital et le stock de capital. Les frais de capital sont définis comme les dépenses relatives au maintien du capital (entretien), à l'amortissement et au coût d'opportunité (10% de la valeur du stock de capital) ; et le stock de capital est défini comme la valeur comptable de chaque bien d'exploitation de l'entreprise (valeur nette) ;

w_4 = prix des autres facteurs, un indice Divisia des prix de tous les autres facteurs non mentionnés plus haut (publicité, transport acheté ou loué, administration, assurance, etc.) ;

y = production effective, soit le nombre total de tonnes-kilomètres transportées par la firme;

t_1 = distance moyenne d'une expédition (kilomètres) ;

t_2 = poids moyen d'une expédition (tonnes) ;

t_3 = taux d'utilisation de la capacité, soit le rapport entre le poids total transporté par la firme et la distance totale parcourue par les camions (tonnes/véhicule-kilomètre) ;

t_4 = coût unitaire de l'assurance, soit le rapport entre les coûts totaux d'assurance pour pertes de marchandises et dommages et la production effective ($/tonne-kilomètre) ;

T = terme de tendance, $T = 1$ pour 1981, $T = 2$ pour 1982, $T = 3$ pour 1983, $T = 4$ pour 1984 et $T = 5$ pour 1985 ;

D = variable dichotomique de région, $D = 0$ pour une entreprise du Québec et $D = 1$ pour une entreprise de l'Ontario.

La fonction de coût étant approximée autour de la moyenne des variables, nous présentons au tableau 1 ces moyennes pour les deux échantillons.

TABLEAU 1

MOYENNE ET ÉCART-TYPE DES VARIABLES

	E1 (N = 403)		E2 (N = 109)	
Variable	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Coûts totaux (CT)	10569912	27644067	27750292	48820331
Prix de l'essence (w_1)	0,0390	0,083	0,373	0,082
Prix de la main d'oeuvre (w_2)	27376,07	6702,54	29704,37	6199,76
Prix du capital (w_3)	1,08	1,14	0,99	0,60
Prix des autres facteurs (w_4)	6952,48	5437,91	7139,78	5671,47
Production effective (y)	62024076	129199970	177129068	207585623
Distance moyenne (t_1)	347,20	303,84	423,61	275,90
Poids moyen (t_2)	8,94	10,14	9,90	10,50
Taux d'utilisation de la capacité (t_3)	0,062	0,101	0,086	0,126
Assurance (t_4)	0,002	0,004	0,001	0,001

3.2 *Résultats économétriques*

Dans Dionne et Gagné (1988), nous présentons les résultats détaillés de l'estimation des fonctions de coût et des parts d'intrants correspondantes pour le Québec et l'Ontario. Ici nous nous limitons à la discussion de quelques résultats généraux d'estimation et à l'analyse des rendements d'échelle. Le tableau 2 présente les résultats d'estimation retenus pour fin de discussion. Il est à noter que les fonctions de coût du Québec et de l'Ontario ont été estimées ensemble et que des résultats distincts sont possibles grâce à l'introduction d'une variable dichotomique (D) affectant les termes de premier ordre pour l'Ontario; les termes de second ordre sont les mêmes pour les deux provinces. D'ailleurs, nous avons, à l'aide d'un test du ratio de vraisemblance, vérifié s'il existait une différence significative entre la technologie du Québec et celle de l'Ontario en réestimant le modèle sous la contrainte que les paramètres des termes d'ordre 1 affectés par la variable dichotomique (D) sont tous égaux à zéro. Pour l'échantillon E1 (E2) la valeur de logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle non-contraint est de 1 688,84 (588,04) et celle du modèle contraint de 1 673,33 (546,66). La valeur du ratio de vraisemblance obtenu est de 31,02 (22,58) ce qui est supérieur à la valeur critique d'une χ^2 avec 10 degrés de liberté à un niveau de confiance de 1% (5%), soit 23,2 (18,3). Sur la base de ce test, on ne peut donc pas accepter l'hypothèse voulant que les technologies du Québec et de l'Ontario soient exactement les mêmes. Ce résultat contredit les conclusions de Kim (1987) obtenues à l'aide d'un échantillon tiré de l'ensemble des firmes canadiennes (1975).

Les coefficients des variables de prix des intrants présentés au tableau 2 sont tous de signes positifs et significatifs. Les coefficients de la variable d'extrant et de la variable d'extrant au carré (A_{yy}) sont aussi positifs et significatifs à un niveau de confiance de 1% pour l'échantillon E1 alors que le coefficient de la variable d'extrant au carré est positif mais non-significatif pour l'échantillon E2.

TABLEAU 2

COEFFICIENTS DE LA FONCTION DE COÛT TRANSLOGARITHMIQUE

Coefficient	Variable	Valeur estimée (Statistique t) E1 (N = 403) Québec	Valeur estimée (Statistique t) E1 (N = 403) Ontario	Valeur estimée (Statistique t) E2 (N = 109) Québec	Valeur estimée (Statistique t) E2 (N = 109) Ontario
α_0	Constante	15,9449** (218,47)	16,0485** (218,48)	16,8738** (110,06)	16,9616** (122,51)
α_1	y (extrant)	0,9039** (29,65)	0,8555** (28,93)	1,0169** (9,64)	1,0545** (11,07)
β_1	w_1 (essence)	0,1007** (18,54)	0,0888** (16,68)	0,0650** (5,96)	0,0586** (6,54)
β_2	w_2 (travail)	0,1988** (24,07)	0,1869** (23,00)	0,1404** (8,88)	0,1328** (10,17)
β_3	w_3 (capital)	0,3007** (34,70)	0,2780** (32,32)	0,2642** (13,52)	0,2383** (15,01)
β_4	w_4 (autres)	0,3998** (29,12)	0,4463** (33,18)	0,5304** (16,64)	0,5703** (21,90)
Υ_1	t_1 (distance)	−0,5430** (−7,03)	−0,4357** (−5,57)	0,0230 (0,10)	−0,0650 (−0,32)
Υ_2	t_2 (poids)	−0,1714** (−4,78)	−0,1654** (−4,46)	−0,0383 (−0,33)	−0,1800 (−1,82)
Υ_3	t_3 (capacité)	−0,2237** (−3,71)	−0,1501** (−293)	−0,1919 (−1,65)	0,1218 (1,40)
Υ_4	t_4 (assurance)	0,1375** (3,77)	0,1750** (4,85)	0,0883 (1,06)	0,2055* (2,59)
A_{yy}	½ $(y)^2$	0,0455** (3,02)	0,0455** (3,02)	0,0728 (0,89)	0,728 (0,89)
R^2 (ajusté)		0,8612		0,7973	
Log (L)		1688,84		558,04	

* Statistiquement significatif à un niveau de confiance de 5%.
** Statistiquement significatif à un niveau de confiance de 1%.

Les coefficients des variables de caractéristiques technologiques sont tous significatifs et de signes attendus pour l'échantillon E1 alors qu'ils ne sont pas significatifs (à une exception près) pour l'échantillon E2. Ce dernier résultat semble indiquer que les firmes de l'échantillon E2 sont plus homogènes. Par contre, pour l'échantillon E1, les résultats des variables de poids moyen, de distance moyenne et de taux d'utilisation de la capacité reflètent une baisse des coûts pour le transport de charges plus lourdes sur des distances plus longues et avec un taux d'utilisation de la capacité plus élevé, alors que la variable assurance reflète une hausse des coûts pour le transport de marchandises plus fragiles ou qui requièrent des soins particuliers.

Nous avons vu à la section 2 comment étaient définis les rendements d'échelle en terme de la fonction de coût moyen (équation 5). Dans la notation de la fonction de coût estimée, l'élasticité des coûts totaux par rapport à la production est donnée par:

$$\varepsilon_{Cy} = \alpha_1 + A_{yy}(\ln y - \ln \bar{y}) + \sum_{m=1}^{M} D_{ym} (\ln w_m - \ln \bar{w}_m) \tag{15}$$

$$+ \sum_{u=1}^{U} E_{yu} (\ln t_u - \ln \bar{t}_u).$$

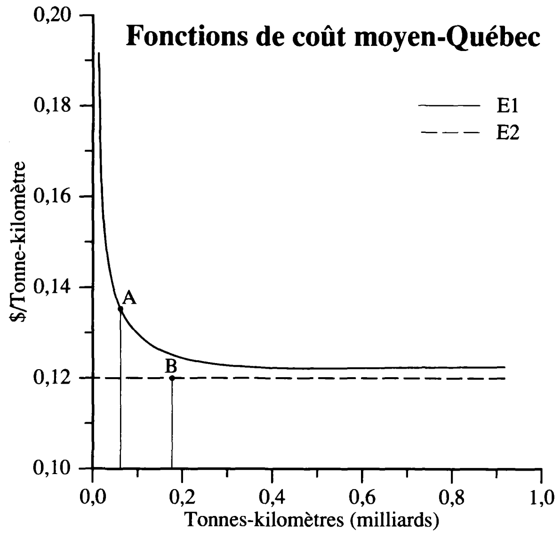
Les rendements d'échelle pouvant être définis à partir de ε_{cy}, on constate qu'on ne peut tirer de conclusions générales concernant les rendements d'échelle en n'utilisant que le niveau de production puisque la mesure de ces derniers dépend également des prix des intrants et des caractéristiques technologiques. Les coefficients E_{yu} mesurent les interactions d'ordre deux entre l'extrant et les caractéristiques technologiques et indiquent comment les caractéristiques technologiques affectent les rendements d'échelle en modifiant la pente de la fonction de coût moyen. Les coefficients D_{ym} ont un rôle semblable pour les prix des intrants. Toutefois, pour fin d'analyse, nous pouvons tirer des premières conclusions sur les rendements d'échelle en considérant que les prix des intrants et les caractéristiques technologiques sont à leur valeur moyenne[6]. Ainsi, à prix moyens des intrants et à caractéristiques technologiques moyennes, la forme de la fonction de coût moyen ne dépend que des paramètres α_1 et A_{yy}. Lorsque $A_{yy} > 0$, la fonction de coût moyen épouse une forme en U ayant son minimum à $\bar{y}$ si $\alpha_1 = 1$. Son minimum est à $y > \bar{y}$ si $\alpha_1 < 1$ et il est à $y < \bar{y}$ si $\alpha_1 > 1$. Par ailleurs, lorsque $A_{yy} = 0$, la fonction du coût moyen décroît exponentiellement, demeure constante ou croît exponentiellement selon que $\alpha_1 < 1$, $\alpha_1 = 1$ ou $\alpha_1 > 1$. Enfin, le cas où $A_{yy} < 0$ n'a pas de sens économique, puisqu'il indique que la fonction de coût moyen épouse une forme en U inversé.

Les résultats obtenus de l'estimation de la fonction de coût indiquent que pour l'échantillon E1 (E2), $\alpha_1 = 0{,}9030$ (1,0169) au Québec et $\alpha_1 = 0{,}8555$ (1,0545) en Ontario. De plus, $A_{yy} = 0{,}0455$ (0,0728) et est (n'est pas) significativement différent de 0. Ainsi, pour l'échantillon E1, les paramètres du Québec et de l'Ontario sont tous les deux différents de 0 et de 1 si bien que statistiquement $\alpha_1 < 1$ et $A_{yy} > 0$. Nous sommes donc en présence d'une fonction de coût moyen en forme de U ayant son minimum à droite de la moyenne du niveau de production de l'échantillon. Par contre, pour l'échantillon E2, $\alpha_1 = 1$ et $A_{yy} = 0$, ce qui indique des rendements constants. Les résultats des tests du ratio de vraisemblance (χ^2) sont présentés en annexe. La figure 1 illustre les résultats obtenus pour le Québec.

6. Ce faisant cependant, nous gardons à l'esprit que la structure de la technologie n'est pas nécessairement homothétique, i.e. $D_{ym} - 0$, $E_{yu} = 0$, $m = 1, \ldots, M$ et $u = 1, \ldots, U$.

D'ailleurs un test sur ces restrictions permet de vérifier l'hypothèse d'homothéticité ou de séparabilité et, par conséquent, d'établir si la fonction de coût peut s'écrire $CT = F(y)\ G(w,t)$ et donc d'utiliser l'extrant pour l'analyse des rendements d'échelle.

FIGURE 1



A (B) Coût moyen d'une firme dont la taille correspond à la moyenne de l'échantillon E1 (E2).

Les résultats montrent qu'en moyenne les entreprises de l'échantillon E1 opèrent à rendements croissants, mais à un coût moyen *légèrement* supérieur au coût moyen minimum. De plus, on remarque que plus la taille des firmes augmente, moins les rendements d'échelle croissants sont importants. En fait, les firmes de très grande taille au sein de l'échantillon semblent avoir totalement épuisé leurs rendements croissants, puisque, pour elles, la courbe de coût moyen est à toutes fins pratiques horizontale. Les résultats économétriques obtenus de l'échantillon E2 renforcent cette conclusion et nous permettent de vérifier que les coûts moyens des grandes firmes sont inférieurs à ceux de la moyenne des firmes de l'échantillon E1. En effet, à la moyenne des variables des échantillons respectifs, le coût moyen obtenu de E1 est de 13,56 (15,04) pour le Québec (l'Ontario) alors qu'il est de 12,01 (13,12) avec les données de E2. Finalement, nos résultats indiquent que les entreprises québécoises sont plus performantes que les entreprises ontariennes.

Nous pouvons donc soutenir, sans trop nous tromper, que les firmes de grande taille du Québec et de l'Ontario opèrent pour la plupart à rendements constants ce qui implique qu'une déréglementation ne devrait pas affecter de façon très significative la structure industrielle du transport des marchandises. Il est par contre important de tenir compte de l'effet de la déréglementation sur les caractéristiques technologiques et sur les prix des intrants.

Concentrons-nous sur les caractéristiques technologiques. Aucune étude n'a, jusqu'à maintenant, donné des résultats satisfaisants concernant les effets de la réglementation sur les caractéristiques technologiques. Certains auteurs ont suggéré que la réglementation avait comme effet de contraindre les entreprises dans leur fonctionnement et que la déréglementation devrait permettre plus de flexibilité et, par conséquent, des coûts moyens plus faibles. Mais les conclusions empiriques connues sont plutôt ambiguës. Les résultats obtenus de l'échantillon E1 ne nous permettent pas d'aller plus loin pour le moment. Par contre, ceux de l'échantillon E2 nous indiquent que les caractéristiques technologiques ne sont pas significatives pour expliquer les coûts des grandes firmes québécoises, ce qui nous permet de conclure, de façon préliminaire, que quel que soit l'effet de la déréglementation sur les caractéristiques technologiques, cela ne devrait pas affecter significativement le niveau des coûts moyens des grandes firmes. De plus, un test du ratio de vraisemblance ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'homothéticité de la fonction de coût des grandes firmes. Ce résultat implique que la pente de la fonction de coût moyen des grandes firmes n'est pas affectée par les caractéristiques technologiques. Toutefois, le même test appliqué à l'échantillon E1 ne nous permet pas d'accepter l'homothéticité[7].

4. COMPARAISON DES PRINCIPAUX RÉSULTATS AVEC CEUX D'AUTRES ÉTUDES

Le tableau suivant compare certains résultats à ceux de Friedlaender et Chiang (1983), de Kim (1984) et de Boucher (1988):

TABLEAU 3

COMPARAISON DES RÉSULTATS

Variable	Kim (N = 99)	Fr. Chiang (N = 180)	Boucher (N = 337)	Gagné-Dionne (N = 403)
Constante	14,00***	18,25***	15,28***	15,94***
y (extrant)	0,75***	1,05***	0,75***	0,90***
w_1 (essence)	0,09***	0,05***	0,20***	0,10***
w_2 (travail)	0,36***	0,53***	0,28***	0,20***
w_3 (capital)	0,33***	0,34***	0,32***	0,30***
w_4 (autres)	0,22**	0,07***	0,18***	0,40***
t_1 (distance)	−0,17	−0,12	−0,06	−0,54***
t_2 (poids)	−0,01	0,17*	−0,75***	−0,17***
t_3 (capacité)	−0,64***	−1,44***	−0,57***	−0,22***
t_4 (assurance)	—	0,17***	−0,03	0,14***
(*LTL*)	—	0,23*	−0,31***	—
$\frac{1}{2}y^2$	0,09*	0,04*	−0,01	0,05***

* Significatif à un niveau de 10%.
** Significatif à un niveau de 5%.
*** Significatif à un niveau de 1%.

7. Pour l'échantillon E1 la valeur du logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle non-contraint est de 1688,84 et celle du modèle contraint de 1665,30. La valeur du ratio de vraisemblance obtenue est de 47,08 ce qui est supérieur à la valeur critique d'une χ^2 avec 7 degrés de liberté à un niveau de confiance de 1%, soit 18,5. Pour l'échantillon E2, la valeur du logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle non-contraint est de 558,04 et celle du modèle contraint de 553,45. La valeur du ratio de vraisemblance obtenu est de 9,19, ce qui est inférieur à la valeur critique d'une χ^2 avec 7 degrés de liberté à un niveau de confiance de 10%, soit 12,0. La même valeur critique à un niveau de confiance de 25% est de 9,04.

Si on exclut les différences de grandeur dans les coefficients des variables expliquées par le fait que les deux études correspondent à des périodes de temps et à des territoires géographiques différents, nos résultats sont assez semblables à ceux de Friedlaender et Chiang (F.C.)(1965-1973, États-Unis), résultats maintenant acceptés comme référence par plusieurs auteurs. Par contre, deux différences doivent être soulignées. La première réside dans le fait que nous n'avons pas utilisé une variable pour tenir compte de l'importance des lots brisés (*LTL*) parce que l'information disponible et utilisée par ces auteurs ne nous paraissait pas adéquate pour construire une telle variable. L'autre différence concerne les grandeurs des coefficients α_1. Les résultats de F.C. correspondent à une fonction de coût moyen en forme de U ayant un minimum *à gauche* de la moyenne du niveau de production de l'échantillon ce qui signifie que la firme moyenne opère à rendements décroissants dans leur échantillon.

Kim (1984), a obtenu des résultats semblables aux nôtres au sujet des coûts moyens en utilisant des données canadiennes (1975). Par contre, les valeurs de ses coefficients sont différentes et supposent des rendements croissants assez importants. Une seule variable de caractéristique technologique est significative et de signe attendu dans l'étude de Kim.

La principale différence entre nos résultats et ceux de Boucher (1988) réside dans la forme de la fonction de coût moyen et dans les conclusions sur les économies d'échelle. Étant donné que le coefficient A_{yy} n'est pas significatif dans l'étude de Boucher, la fonction de coût moyen ne peut être en forme de U. De plus, puisque Boucher obtient un $\alpha_1 < 1$, sa fonction devrait toujours décroître exponentiellement dans l'espace coût moyen-extrant (ou linéairement dans l'espace ln coût moyen - ln extrant) ce qui, bien entendu, n'implique pas nécessairement qu'il y ait des économies d'échelle importantes puisque celles-ci sont également fonctions des variables technologiques et des prix des intrants.

Une autre différence importante réside dans les résultats obtenus pour les caractéristiques technologiques. Ces différences peuvent être expliquées de plusieurs façons : échantillons différents, périodes d'analyse différentes et spécifications différentes. Nous nous limiterons à la dernière possibilité puisqu'elle nous semble être la plus importante. Comme nous l'avons indiqué plus haut, nous n'avons pas utilisé de variable *LTL* alors que Boucher (1988) a construit une telle variable en utilisant la méthode de F.C.. Finalement, Boucher insiste beaucoup sur l'utilisation potentielle des caractéristiques technologiques afin d'augmenter les possibilités d'économies d'échelle. Nos résultats indiquent que ces possibilités sont limitees aux petites firmes.

5. CONCLUSION

À partir des résultats obtenus de l'estimation des fonctions de coûts des entreprises de camionnage du Québec et l'Ontario, nous sommes arrivés à déterminer quels types de rendements d'échelle caractérisent la technologie des entreprises de ces deux provinces. Bien qu'il soit difficile d'obtenir des résultats globaux à cause du caractère non homothétique de la technologie (échantillon E1) nos résultats semblent indiquer quand même que les firmes de grande taille opèrent à rendements constants (échantillon E2). Ce résultat permet d'avancer que la concurrence coupe-gorge par les entreprises de grande taille, anticipée par ceux qui craignent la déréglementation, pourrait ne pas avoir lieu, puisque ces entreprises n'ont pas avantage (sur le plan des coûts) à se livrer à ce type de concurrence. Nous devrions donc observer, à long terme, une industrie caractérisée par un grand nombre de firmes concurrentielles. Par contre, nos résultats indiquent que les grandes firmes ont des coûts inférieurs à la moyenne des entreprises, ce qui devrait entraîner des ajustements de court terme dans l'industrie, dont une diminution des tarifs.

BIBLIOGRAPHIE

BARTEN, A.P., « Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations », *European Economic Review* 1 (1), 1969, pp. 7-73.

BOUCHER, M., « Considérations empiriques sur la technologie de l'industrie québécoise de camionnage public », École nationale d'administration publique, juillet, 1988, 25 pages.

CHRISTENSEN, C.R., GREENE, W.N., « Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation », *Journal of Political Economy* 84, 1976, pp. 655-676.

DIEWERT, W.E. et WALES, J.J., « Flexible functional Forms and Global Curvature Conditions », *Econometrica* 55(1), 1987, pp. 43-68.

DIONNE, G. et R. GAGNÉ, « New Results on the Structure of Technology of the Canadian Trucking Industry », publication, Centre de recherche sur les Transports, Université de Montréal, 1988 (à paraître).

FRIEDLAENDER, A.F. et S.J.W. CHIANG, « Productivity Growth in the Regulated Trucking Industry », in *Research in Transportation Economics*, T.E. Keeler, directeur, JAI Press, vol. 1, 1983, pp. 149-184.

FRIEDLAENDER, A.F. et R.H. SPADY, *Freight Transport Regulation*, M.I.T. Press, 1981, 366 pages.

GAGNÉ, R., « Réglementation et technologie dans l'industrie du transport par camion : une présentation de la méthodologie », *L'Actualité Économique* 64, (2), 1988, 287-310 pp.

KIM, M., « The Beneficiaries of Trucking Regulation Revisited », *Journal of Law and Economics*, 27(1), avril 1984, pp. 227-241.

KIM, M., « Multilateral Relative Efficiency Levels in Regional Canadian Trucking », *Logistics and Transportation Review* 23(2), 1987, pp. 155-170.

SHEPHARD, R.S., *Cost and Production Functions*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1953, 102 pages.

SPADY, R. et A.F. FRIEDLAENDER, « Hedonic Cost Functions for the Regulated Trucking Industry », *Bell Journal of Economics* 9(1), printemps 1978, pp. 159-179.

ZELLNER, A., « An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test of Aggregation Bias », *Journal of the American Statistical Association*, 1962, pp. 348-368.

APPENDICE

TEST DU RATIO DE VRAISEMBLANCE

Les deux tableaux suivants présentent une synthèse des tests discutés dans le texte. Tous sont des tests du ratio de vraisemblance, c'est-à-dire que nous avons comparé la valeur du logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle contraint à la valeur du logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle non contraint. Les résultats obtenus de ce dernier étant ceux du tableau 2. Le tableau a) concerne l'échantillon E1 et le tableau b) l'échantillon E2.

a) E1 (N = 403)

Hypothèse nulle	non-contraint	Québec = Ontario	$\alpha_1 = 1{,}0$ Québec	$\alpha_1 = 1{,}0$ Ontario	$\alpha_1 = 1{,}0$; $A_{yy} = 0{,}0$ Québec	$\alpha_1 = 1{,}0$; $A_{yy} = 0{,}0$ Ontario
LOG (L)	1688,84	1673,33	1683,92	1677,22	1677,67	1674,72
Niveau de confiance	—	1%	1%	1%	1%	1%
Nombre de contraintes	—	10	1	1	2	2
Valeur critique	—	23,2	6,63	6,63	9,21	9,21
Valeur calculée	—	31,02	9,84	23,24	22,34	28,24
Rejet de l'hypothèse nulle	—	oui	oui	oui	oui	oui

b) E2 (N = 109)

Hypothèse nulle	non-contraint	Québec = Ontario	$\alpha_1 = 1{,}0$ Québec	$\alpha_1 = 1{,}0$ Ontario	$\alpha_1 = 1{,}0$; $A_{yy} = 0{,}0$ Québec	$\alpha_1 = 1{,}0$; $A_{yy} = 0{,}0$ Ontario
LOG (L)	558,04	546,75	558,03	557,88	557,65	557,16
Niveau de confiance	—	5%	10%	10%	10%	10%
Nombre de contraintes	—	10	1	1	2	2
Valeur critique	—	18,3	2,71	2,71	4,61	4,61
Valeur calculée	—	22,58	0,02	0,32	0,78	1,76
Rejet de l'hypothèse nulle	—	oui	non	non	non	non